

初次分配扭曲、财政支出 城市偏向与城乡收入差距^①

——来自中国省级面板数据的经验证据

雷根强 蔡翔

(厦门大学经济学院财政系)

【摘要】本文在理论分析的基础上，利用中国的省级面板数据和差分广义矩、系统广义矩的方法实证分析了初次分配扭曲、城市偏向的财政再分配政策对城乡收入差距的影响。研究表明，初次分配中劳动报酬比重的下降、城市偏向的财政再分配政策是导致我国城乡收入差距扩大的重要原因。应该通过提高初次分配中劳动者报酬比重，扭转科教文卫、福利保障支出的城市偏向来缩小城乡收入差距。

关键词 初次分配扭曲 财政支出 城市偏向 城乡收入差距

中图分类号 F061.4 **文献标识码** A

The Distortion of Primary Income Distribution , Urban-Biased Fiscal Expenditure Policy and Urban-Rural Inequality

Abstract : This paper firstly analyzes the evolvement of primary income distribution and urban-biased policy in our country. We then explain how the distortion of primary income distribution and urban-biased fiscal expenditure policy influence the urban-rural inequality. We also do the positive analysis using the provincial panel data. We use the difference and system GMM estimator in the positive analysis to correct the endogenous of some variables. Both of the normative analysis and positive analysis show that the distortion of primary income distribution and urban-biased fiscal expenditure policy enlarge the urban-rural inequality significantly. We should improve the primary income distribution condition and change the urban-biased fiscal expenditure policy to shorten the urban-rural inequality.

Key words : The Distortion of Primary Income Distribution; Urban-biased; Fiscal Expenditure Policy; Urban-rural Inequality

^① 本文是国家社科基金重大项目“健全公共财政体系研究”(10zd&036)子课题“健全财政收入体系研究”的阶段性成果。

引 言

发展中国家为尽快实现工业化,在城乡关系上容易出现城市偏向的误区,因为城市偏向在一定程度上有利于加快工业化进程,值得注意的是,城市偏向也会给经济、社会发展带来一定的负面影响,城乡差距扩大便是其中之一。就中国而言,中国的地方政府在经济活动中始终扮演着重要的角色,由于中央政府通过 GDP 增长率来考核地方政府的业绩,因此地方政府的首要目标就是发展当地的经济,而经济的发展又主要来源于城镇地区的非农产业,因此地方财政支出必然带有城镇倾向。我国改革开放 30 多年来取得了巨大的成就,经济迅速发展,城乡居民收入水平不断提高,但随着经济总量发展、经济效率问题逐步得到相对的解决,社会公平问题逐步上升为突出的问题,城乡收入差距日益扩大就是其重要表现之一。据中国国家统计局的数据显示,2009 年中国城乡收入差距达到 1978 年以来的最大水平^①,全国城乡人均收入比由 1978 年的 2.57 倍上升到 2009 年的 3.33 倍^②。我国城乡差距不断扩大是众多因素综合作用的结果,其中长期以来的城市偏向政策是一个不容忽视的重要因素。

所谓城市偏向,是指政府在经济社会发展过程中实施偏袒城市的政策,结果有利于城市生产者和消费者,而不利于农村居民(Lipton, 1977)。政府偏袒城市的政策一般包括三个方面(贝克尔等, 2003):一是宏观经济政策扭曲了经济信号,把非农产业附加值提高到世界平均价值以上;二是政府把投资基金主要配置在城市基础设施建设上,较少考虑非城市化区域较高投资回报的可能性;三是在城市区域,公共部门的就业达到一种严重的低效率标准。具体政策可分为价格与非价格两大类(Lipton, 1993),价格扭曲是指农产品价格低于市场价而城市生产的商品价格高于市场价的现象,非价格上的城市偏向政策则表现在公共投资、国家税收、金融、医疗保健及教育等方面(成德宁, 2004)。Lipton (1977)指出,正是发展中国家工业化、城市化进程中的城市偏向政策导致城乡差距逐步拉大。

城市偏向的实证研究早期主要集中于对城市偏向的具体测度,包括其在价格及非价格等方面的表现(Lipton, 1997; Lauchlin, 1979)。近年来,城市偏向的影响逐渐成为实证研究的重要内容。Redclift (1984)通过对墨西哥和巴西食品、能源政策的分析,发现城市偏向是造成农村贫困的重要因素;London 和 Smith (1988)根据跨国截面数据,利用回归分析法考察城市偏向政策对经济增长的影响,发现城市偏向对经济增长产生负面影响。

国内也有一些学者实证研究了城市偏向和城乡收入差距之间的关系,其中以陈钊和陆铭(2004),程开明(2008)的研究较有代表性。陈钊和陆铭(2004)在检验城市化对城乡差距的效应时,虽引入城市倾向的经济政策变量,但其主要探讨城市化对城乡差距的影响,并没有阐述城市倾向的经济政策与城乡差距之间的作用机制。程开明(2008)虽然阐述了城市倾向的经济政策与城乡差距之间的作用机制,却在实证分析中忽略了科教文卫支出和福利保障支出对城乡收入差距的影响,二者可以通过人力资本积累的差异影响城乡收入差距。

上述有关城市偏向与城乡收入差距的研究往往是基于再分配环节,面对不断扩大的居民收入差距,有些学者认为初次分配环节的扭曲也是收入分配差距扩大的重要原因。李稻葵等

① 参考腾讯网财经: <http://finance.qq.com/a/20100302/004535.html>。

② 根据《中经网统计数据库》相关数据整理得到。

(2009)认为,初次分配在很大程度上决定了一个社会最终收入分配的基本格局,逐步扩大的收入差距与国民收入的初次分配格局密切相关,国民收入的二次分配乃至三次分配虽然对宏观经济的调控至关重要,但是将初次分配中的问题,以及由此产生的其他难题推到二次甚至三次分配中去解决,在实践中困难重重。蔡跃洲(2010)认为,初次分配及要素资源配置环节存在的制度性扭曲是收入差距扩大的根源。前文提到的陈钊和陆铭(2004)、程开明(2008)在实证研究城市偏向和城乡收入差距的关系时均忽略了初次分配对城乡收入差距可能造成的影响。蔡跃洲(2010)虽然考虑到了初次分配对收入分配差距的影响,但却没有做基于省级面板数据的实证研究。此外,上述学者在实证分析中均没有考虑到城乡收入差距存在的路径依赖和动态效应,也没有有效地处理解释变量可能存在的内生性问题。

与以往的研究成果相比,本文的主要创新体现在以下两个方面:第一,在实证分析中把初次分配状况考虑进来,对初次分配扭曲是否扩大城乡收入差距进行了实证检验,突破了以往实证研究城乡收入差距文献忽略初次分配影响的局限性;第二,本文在实证分析中充分考虑到城乡收入差距的动态效应,并运用动态效应面板数据模型和一阶差分广义矩(DIF-GMM)、系统广义矩估计(SYS-GMM)对可能存在的解释变量内生性问题进行校正,现有研究在这一点上明显欠缺考虑。

一、初次分配扭曲影响城乡收入差距的理论机制

国民收入经过初次分配形成三大板块,即劳动者报酬、资本所得和政府对于生产环节直接征收的税赋。初次分配的格局,即三大利益主体的分享比例及相互关系成为社会各界关注的焦点。

改革开放初期,我国劳动者报酬占国民收入的份额持续上升,从1978年的52.2%上升至1990年的72.2%,出现国民收入分配向个人倾斜的情况(李扬,1992)。戴园晨和黎汉明(1988)将其概括为“工资侵蚀利润”现象。然而,近年来国民收入分配格局又出现新的变化,由收入法GDP核算,劳动者报酬占GDP份额由1995年的51.9%下降到2007年的39.7%。与此对应,企业利润则稳步上升,资本收入占GDP的比重由1997年的34.9%上涨到2007年的46.1%(周明海等,2009)。这意味着我国国民收入分配格局已从改革初期的“工资侵蚀利润”向现阶段“强资本和弱劳动”关系转化(姚先国,2005)。罗长远和张军(2009)也有类似测算,根据他们的测算,1996~2006年,劳动报酬占GDP的比重已从54%下降至40%。《中国统计年鉴》的数据测算表明,从国民收入的初次分配来看,1992~2007年,我国政府部门收入增长了9.36倍,企业部门收入增长了10.36倍,居民收入只增长了7.66倍。另外,根据国家统计局数据,1998~2007年,全部国有及规模以上非国有工业企业的全员劳动生产率提高了1.33倍,而同期全部企业职工的平均工资仅提高0.83倍^①。以上这些资料均表明,近些年来我国的初次分配状况存在扭曲。

李稻葵等(2009)认为,在一个经济体中,如果大部分的经济活动所产生的收入由资本所有者获得,这难免导致社会最终分配的不均;相反,如果初次分配中大部分的收入由劳动者所有,或者由自营者(自我雇佣者)获得,这样的经济体其基尼系数就不会太高。蔡跃洲(2010)认为,在成熟市场条件下,要素按贡献分配总体上不失为一项公正合理的初次分配准则,但初次分配环节的扭曲则使得居民分配从一开始就失去了公平基础,也使得财政再分

^① 数据参考: <http://news.sina.com.cn/c/2010-10-29/082621375629.shtml>。

配性政策失去了有效调节收入差距的前提,这也许正是当前居民收入差距不断扩大的根本原因。

虽然我国大多数商品都已经实现了市场定价,但仍有部分要素价格受传统计划体制的惯性作用而依然处于扭曲状态,突出表现为劳动力、能源及资源等价格的压抑。扭曲的价格体系在统收统支的财政体制下并不会表现为居民收入差距。然而,现行财政体制下,上述要素价格扭曲意味着初次分配环节向企业及企业家(企业主)倾斜,由于企业在工资方面拥有自主权,这种超额利润又将转化为不同企业间的职工收入差距,并成为居民收入差距形成的主要原因。此外是地方政府经济增长优先战略的影响。在我国,各级政府长期受到经济增长优先战略的影响,资本所有者游说当地政府决策部门的能力远远高于劳动者。出于促进本地区经济发展的目的,各地政府在招商引资等活动中,往往会过度保护了投资者,甚至帮助投资者一起压低受雇者(尤其是供给较为充裕的普通劳动者)的工资水平,从而使受雇者在劳资博弈中处于相对弱势地位。地方政府对投资者的过度保护和压低受雇者工资两方面原因结合在一起,会导致初次分配的扭曲,最终会引起居民收入差距的扩大。

上述分析表明,初次分配扭曲会扩大居民收入差距。赵人伟等(1997,1998,2005)利用城乡居民收入分配抽样调查发现在目前的居民收入差距扩大中,城乡收入差距和地区收入差距起到重要的作用。而收入差距分解的结果显示,地区收入差距本身就与中国巨大的城乡收入差距有关(Tsui,1993;Hussain等,1994;Kanbur和Zhang,1999)。因此,本文预测初次分配的扭曲会扩大城乡收入差距。当然,初次分配扭曲对城乡收入差距的确切影响方向还有赖于实证检验。

二、城市偏向财政再分配政策影响城乡收入差距的理论机制

在推进工业化的过程中,我国城乡制度安排具有明显的城市偏向特征。新中国成立初期,面临着政治上被孤立、经济上被封锁的严峻形势,党和政府选择了重工业优先增长模式。随着国家经济工作重心逐步由乡村转向城市,重工业化战略的实施使城乡联系一步步地走入“城市—工业偏向”的非均衡状态,农业、农村发展在行政力量的干预下处于不利境地。粮食统购统销政策及工农产品价格“剪刀差”,使城乡产品长期处于不等价交换状态,虽然后来实行的粮食合同订购政策和购销同价改革使农产品价格有所提高,但仍大大低于其价值和市场价格。这一阶段的工业项目虽主要建设在城市,但大量的“三线”建设也使投资较多地投向了农村地区,城市偏向政策主要体现于价格和贸易方面。

改革开放后,价格体制的改革使价格政策上的城市偏向有所减弱,但非价格方面的城市倾向日益突出,以财政支出政策为代表。根据曾国安和胡晶晶(2009)的测算,1978~2005年城镇居民人均财政支出的年均值为1795.2元,而农村居民人均财政支出的年均值仅为85.6元,前者是后者的20.97倍。根据《中国统计年鉴》的数据测算,支持农业生产的支出占财政支出比重总体上呈下降趋势,由1978年的13.43%下降为2006年的7.85%,其中2003年达到最低点7.12%(见图1)。政府作为固定资产投资的一个重要主体,城镇固定资产投资不仅占固定资产投资的绝大比重,而且总体呈上升趋势,由1981年的74%提高到2008年的86.06%(见图2)。另外,根据《中国经济时报》的数据^①,我国80%的公共卫生资源集中在城市,4亿城市人口享受到的国家公共卫生和医疗投入是9亿农村人口的5倍,农村

^① 资料来源: <http://finance.sina.com.cn/roll/20110110/08519226188.shtml>。

卫生服务和资源严重不足，农村每千人平均拥有不到1张病床，而城市的平均数字均约3.5张，农村每千人只拥有1名卫生技术人员，而城市则在5名以上；城市初中生的人均教育经费是农村初中生的近8倍；且迄今为止，我国农村仍未能建立一套像城市那样的社会保障体系，城市的社会保障覆盖率是88%以上，农村覆盖率只有3.3%，城乡社会保障率的比例为22:1，城乡人均社会保障费的比例为24:1。以上这些数据资料均表明，改革开放后，我国的财政再分配政策有明显的城市偏向。

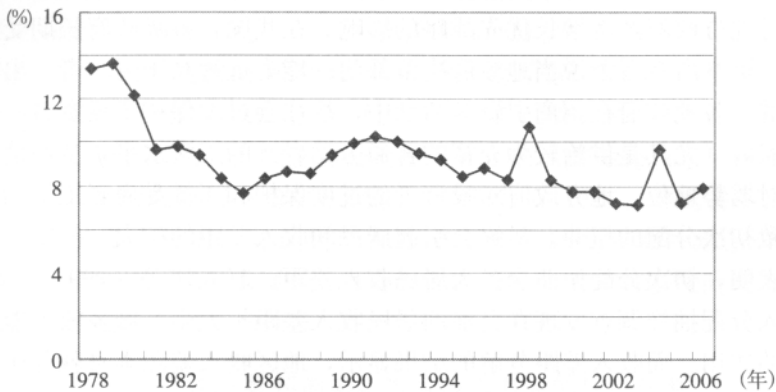


图1 我国农业支出占财政支出的比重

资料来源：根据中经网统计数据库相关数据整理得出。

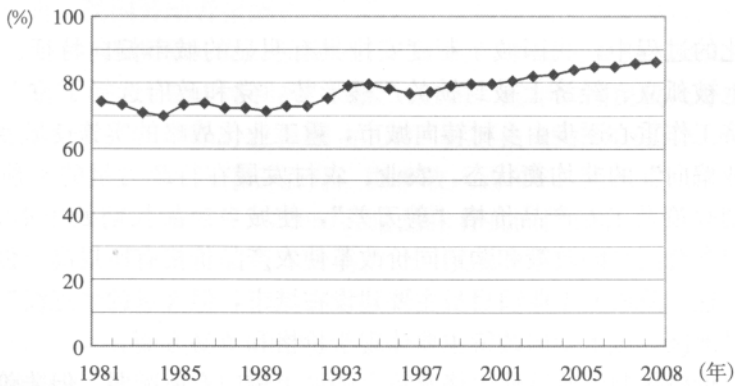


图2 城镇固定资产投资占全社会固定资产投资总额的比重

资料来源：同图1。

城市偏向财政再分配政策突出表现在基础教育、医疗卫生和社会保障等公共服务支出方面。在这些公共服务领域，农民都无法享受到与城市居民同等的国民待遇，保证公共服务均等化的财政转移支付体系也远未建成。教育、医疗和社会保障是居民进行人力资本积累的基础。城乡之间在这些公共服务方面的差距意味着，与城镇居民相比，农村居民在人力资本要素的积累、配置及占有方面处于明显的弱势地位。在现行财政体制框架下，加大财政投入反而可能扩大此类基本公共服务的城乡差距，并可能加剧人力资本积累和分布的不平衡，从而加大城乡收入差距的扩大。因此，我们预测，科教文卫、福利保障支出占财政支出比重的增

加会扩大城乡收入差距。下面来看一个理论模型。

假定农村地区的经济产出是政府对农村地区支出的函数，城市地区的经济产出是政府对城市地区支出的函数。建立一个以农村和城市经济产出为基础的国民福利函数（程开明和李金昌，2007）：

$$W = W(R, U) = W(R(G_R), U(G_U)) \quad (1)$$

其中， W 为国民福利， R 为农村经济产出， U 为城市经济产出， G 为政府公共支出， G_R 为农村支出份额， G_U 为城市支出份额。考虑：

$$\begin{aligned} \text{Max } W &= W(R(G_R), U(G_U)) \\ \text{s.t. } & G_R + G_U = G \\ & G_R > 0 \quad G_U > 0 \end{aligned} \quad (2)$$

式（2）的约束条件是农村支出增加的边际福利贡献等于城镇支出减少造成的福利损失：

$$\frac{\partial W}{\partial R} \cdot \frac{\partial R}{\partial G_R} = \frac{\partial W}{\partial U} \cdot \frac{\partial U}{\partial G_U} \quad (3)$$

这样问题转化为如何在农村和城市间分配政府支出，确定农村与城市支出的适当比率，使国民福利最大化。变换式（3）得：

$$\frac{G_U}{G_R} = \frac{a_{W,U} \cdot a_{U,G_U}}{a_{W,R} \cdot a_{R,G_R}} \quad (4)$$

其中， $a_{W,U} = \frac{\partial W}{W} / \frac{\partial U}{U}$ 为城市产出福利弹性系数； $a_{U,G_U} = \frac{\partial U}{U} / \frac{\partial G_U}{G_U}$ 为城市政府支出的产出弹性系数； $a_{W,R} = \frac{\partial W}{W} / \frac{\partial R}{R}$ 为农村产出福利弹性系数； $a_{R,G_R} = \frac{\partial R}{R} / \frac{\partial G_R}{G_R}$ 为农村政府支出的产出弹性。

根据经验测算可得到^①：

$$\frac{a_{W,U}}{a_{W,R}} = \lambda \frac{U}{R} \quad \lambda > 0 \quad (5)$$

将式（5）代入式（4）有：

$$\frac{U}{R} = \frac{1}{\lambda} \cdot \frac{G_U}{G_R} \cdot \frac{a_{R,G_R}}{a_{U,G_U}} \quad (6)$$

由式（6）可见，城乡产出比（ U/R ）与城乡政府支出比（ G_U/G_R ）成正比，城乡产出比可转换为城乡收入差距，可知城乡政府支出比越大，城乡收入差距越大。

三、计量模型、指标选择与数据说明

为进行实证分析，本文建立如下回归方程：

^① 参见 Bravo-Ortega C, Lederman Daniel, 1960, *Agriculture and National Welfare Around the World: Causality and International Heterogeneity Since 1960* [DB/OL], (2005-02-25) [2006-05-23].

$$Y_{it} = \sum_j \alpha_j X_{jit} + \sum_k \beta_k D_{kit} + \rho_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

下标 i 和 t ($t=1998, \dots, 2006$) 分别代表第 i 省和第 t 年, 我们的样本包括了西藏以外的 30 个内地省、直辖市和自治区。 α_j 、 β_k 为回归系数, ρ_i 为个体效应, ν_t 为时间效应, ε_{it} 是残差项。 Y 是代表城乡收入差距的指标, 即城市居民人均可支配收入与农村居民人均纯收入之比, 这个变量的值越大, 表示城乡收入差距越大。 X_j 是本文的核心解释变量——初次分配状况和财政支出类项目; D_k 为一系列控制变量。具体的指标设定如下:

X_1 作为初次分配状况的代理变量, 由于学术界对于劳动报酬所占比重的计算还存在争议(罗长远, 2007), 考虑到相关数据的可获得性以及计算的复杂度, 本文选用刘永军等(2009)的方法来衡量初次分配状况, 衡量指标为职工工资总额占 GDP 的比重。如果工资占 GDP 比重不断提高, 说明初次分配扭曲随着时间的推移得到逐步矫正, 否则就说明这种扭曲未得到纠正。根据前文的理论分析, 我们预计该系数为负。

X_2 为地方政府财政支出占 GDP 的比重, 用以衡量政府对经济活动的参与。根据前文的理论分析, 地方政府的财政支出带有城镇倾向, 地方财政占 GDP 的比重越高, 城镇地区从地方政府支出中所得的好处越多, 城乡收入差距就越大。我们预计该系数为正。

X_3 、 X_4 、 X_5 衡量财政支出的结构^①。地方财政支出的结构也能够在很大程度上反映地方政府的政策倾向。本文考察了三项支出在地方财政支出中的比重对城乡收入差距的影响。 X_3 为地方政府基本建设支出占财政支出的比重。 X_4 为地方政府科教文卫支出占财政支出的比重, 其中科教文卫支出=文体广播事业费+教育事业费+科学事业费+卫生经费。科教文卫支出可以看做是间接性的再分配支出, 其分配效应要通过居民人力资本积累才能逐步显现。 X_5 为地方政府福利保障支出占财政支出的比重, 其中福利保障支出=抚恤和社会福利救济费+社会保障补助支出。福利保障支出可以看做直接性的再分配支出, 其支出效应直接体现为支出当年居民收入状况的变化。因为科教文卫支出、福利保障支出都有一定的城市偏向, 根据前文的理论分析, 我们估计 X_4 、 X_5 的系数为正。

关于控制变量, D_1 代表就业的所有制结构调整, 我们以国有单位在岗职工总数占全部在岗职工总数的比重来衡量就业的所有制结构调整。 D_2 代表经济的开放程度, 我们以当年的按美元与人民币中间价折算的进出口总额在 GDP 中所占的比重来衡量。 D_3 代表工业化水平, 我们以工业增加值占地区生产总值的比重来衡量。工业化水平可以近似反映各省的经济发展水平。

本文包含的变量较多, 某些变量在特定年份的数据存在缺失。且 2007 年开始的财政收支分类改革使 2007 年及以后的财政支出类数据与以前年度数据在统计口径上存在较大的差异。考虑到相关数据的可获得性和可比性, 本文选取数据的时间跨度为 1998~2006 年, 原始数据来源于中经网统计数据库及历年《中国统计年鉴》。

四、固定效应面板数据模型估计

我国地域辽阔, 各省份的地理环境、资源禀赋、风俗习惯等差异很大, 这些难以准确度量的因素也会对地区城乡人均收入差距产生不同程度的影响。为了校正这种异质性带来的估

^① 因数据缺失, 本文未将各省份地方政府农业支出占财政支出的比重、城镇固定资产投资占社会固定资产投资总额的比重作为解释变量。

初次分配扭曲、财政支出城市偏向与城乡收入差距

算偏差，本节首先运用固定效应面板模型来估算初次分配、城市偏向财政再分配制度对城乡收入差距的影响（见表1）。

表 1 固定效应面板模型估计结果

自变量	固定效应模型	随机效应模型
常数项	2.2392*** (0.4179)	2.0072*** (0.4221)
工业化水平	0.7265** (0.3327)	0.5214 (0.3326)
经济开放程度	-0.0568 (0.1149)	-0.0996 (0.1092)
初次分配状况	-2.2633** (0.9261)	-1.5989* (0.8859)
就业的所有制结构	-1.2109*** (0.2708)	-0.9414 (0.2695)
政府对经济活动的参与	4.2158*** (0.7883)	5.8253*** (0.7224)
基本建设支出占财政支出比重	0.4973 (0.5128)	-0.1682 (0.5015)
科教文卫支出占财政支出比重	2.5132*** (0.9828)	2.1898** (0.9604)
福利保障支出占财政支出比重	3.4503*** (0.5420)	3.0065*** (0.5470)
观察值	270	270
F 值	70.43	
Wald 值		530.55
F 值-p 值	0.0000	
Wald 值-p 值		0.0000
Hausman 检验-p 值		0.0000

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著，括号内为标准差；模型的 Hausman 设定检验结果也表明，应该选用固定效应面板数据模型；本文也尝试利用随机效应面板模型估算式（7），具体结果在第三列；从估算结果看，尽管存在一些差异，但总体上与利用固定效应模型得到的结论是一致的。

总体来看，模型的估计结果支持前面理论分析得出的结论。提高初次分配中工资的比重可以显著地缩小城乡收入差距，系数通过 5% 显著性检验，也意味着近几年初次分配中劳动者报酬所占比重的下降是扩大我国城乡收入差距的一个原因；政府对经济活动的参与对城乡收入差距的影响显著为正，且通过 1% 显著性检验，这是因为地方政府的财政支出具有明显的城市偏向，会促进城乡差距的扩大，因此有必要降低政府对经济活动的参与来缩小城乡收入差距；科教文卫支出占财政支出的比重、福利保障支出占财政支出的比重对城乡收入差距的影响显著为正，均通过 1% 显著性检验，这与我们的预期相符，说明我国在基础教育、医

疗卫生和社会保障等公共服务支出方面的城市偏向导致城乡收入差距不断扩大；工业化显著地扩大城乡收入差距，通过5%显著性检验，说明在我国目前所处的发展阶段，城乡收入差距随经济发展还有进一步扩大的趋势；非国有化对城乡收入差距的影响显著为正，其系数通过1%显著性检验；经济开放的系数为负、基本建设支出的系数为正，但二者均不显著。

五、动态效应面板数据模型估计

前文利用的固定效应面板数据模型是一个静态模型。可是，现实城乡收入差距是一个动态过程，存在一定的路径依赖，不仅取决于当前因素还与过去因素有关，这意味着在计量分析中考虑城乡收入差距的动态变化是十分必要的。动态模型存在着动态数据结构引发的内生性问题，从而导致参数估计的有偏和非一致性（Arellano 和 Bond, 1991；Arellano 和 Bover, 1995；Blundell 和 Bond, 1998；Bond, 2002），本文使用广义矩（GMM）方法校正内生性问题。使用动态面板广义矩估计要求时间跨度不宜过长，本文的样本截面为30个省份（N），时间跨度为9年（T），由于 $T < N$ ，使用广义矩（GMM）方法也有其合理性。为此，本节进一步利用动态效应面板数据模型和广义矩估计考察初次分配扭曲、城市偏向的财政制度对城乡人均收入差距的影响。

构建动态效应面板数据模型如下：

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^M \alpha_j Y_{it-j} + \sum_l \beta_l Z_{lit} + \sum_k \gamma_k W_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

Y_{it-j} 为城乡收入差距的滞后项， M 为最大滞后阶数。 Z_{lit} 为外生解释变量， W_{kit} 为内生解释变量。 μ_i 为个体效应， λ_t 为时间效应， ϵ_{it} 为随机误差项。

由于因变量的滞后项出现在方程的右边，故会导致内生性问题，模型的其他解释变量也可能跟因变量之间存在双向因果关系，这也会导致内生性问题（贾俊雪和郭庆旺，2008）。Holtz-Eakin 等（1988）、Arellano 和 Bond（1991）通过一阶差分变换消除个体效应，并利用内生解释变量的一阶差分滞后项作为工具变量，通过 GMM 较好地解决了这一问题，因此这种方法也称为差分 GMM（DIF-GMM）。可是，差分 GMM 也有一个明显缺陷，即内生解释变量如果具有显著的单位根特性，那么，基于这些变量一阶差分滞后项构造的工具变量会存在弱工具变量和有限样本偏差问题（Bover, 1995；Blundell 和 Bond, 1998；Bond, 2002）。为此，Arellano 和 Bover（1995）、Blundell 和 Bond（1998）提出了系统 GMM（SYS-GMM），即在一阶差分方程的基础上引入原始水平方程，构成一个方程系统，并将水平变量作为其一阶差分滞后项的工具变量，从而较好地解决了弱工具变量问题。蒙特卡罗模拟实验表明，在有限样本下，系统 GMM 比差分 GMM 估计的偏差更小，有效性更高（Blundell 等，2000）。不过，需要注意的是，由于相对于差分 GMM 而言，系统 GMM 构造的工具变量数目较多，这会造成自由度的较大损失，从而可能会在一定程度上弱化工具变量过度识别检验的结果，使之缺乏足够的可信度。此外，GMM 估计有一步估计法（One Step）和两步估计法（Two Step），当面板数据存在自相关和异方差时，两步估计更加稳健，但会低估标准差，影响估计效率。综合上面的情况，在接下来的实证分析中，我们会综合报告系统 GMM（SYS-GMM）、差分 GMM（DIF-GMM）以及一步估计法、两步估计法的估计结果，并通过工具变量的过度识别检验结果来选择较为合理的估计结果。

由于样本的时间跨度为 1998~2006 年，时间跨度不是很长，本文取最大滞后阶数 $M=$

初次分配扭曲、财政支出城市偏向与城乡收入差距

1, 即城乡收入差距的最大滞后阶数为 1。

1. 仅将城乡收入差距的一阶滞后项视为内生的估计结果

首先我们考虑其余变量（除了城乡收入差距的一阶滞后项）均为外生的情况，即认为政府的决策不受干扰，模型的回归结果见表 2。

表 2 解释变量（除了城乡收入差距的一阶滞后项）均为外生的估计

自变量	差分 GMM		系统 GMM	
	一步估计 (1)	两步估计 (2)	一步估计 (3)	两步估计 (4)
L. 城乡收入差距	0.6431*** (0.1229)	0.6406*** (0.1019)	0.7453*** (0.0399)	0.7254*** (0.0277)
工业化	0.9171** (0.4087)	0.8890** (0.4229)	-0.0246 (0.1004)	-0.0641 (0.0851)
经济开放度	-0.0146 (0.1341)	-0.0629 (0.0943)	-0.0652*** (0.0250)	-0.1202** (0.0534)
初次分配状况	-0.0323 (1.4412)	0.2551 (1.2206)	-0.3614 (0.3349)	-0.2733 (0.4137)
就业的所有制结构	0.0567 (0.3545)	0.0066 (0.1989)	0.2509*** (0.0879)	0.1911 (0.1219)
政府对经济活动的参与	2.1155*** (0.8496)	2.4748*** (0.7394)	2.2064*** (0.4819)	2.4210*** (0.3752)
基本建设支出占财政支出比重	0.4928 (0.4875)	0.5356* (0.3281)	-0.0662 (0.2282)	-0.0753 (0.2467)
科教文卫支出占财政支出比重	3.5597*** (0.4875)	4.3614*** (0.8007)	1.7888*** (0.3875)	2.0367*** (0.3171)
福利保障支出占财政支出比重	1.0135* (0.6184)	0.9979** (0.4923)	-0.0091 (0.2339)	0.1123 (0.2059)
AR (2) -p 值	0.404	0.348	0.820	0.733
Sargan 检验-p 值	0.060		0.322	
Hansen 检验-p 值		0.102		0.112
观察值	210	210	240	240

注：L. 城乡收入差距代表城乡收入差距的一阶滞后项；***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，括号内为标准差；AR (2) 统计量用于考察一次差分残差序列是否存在二阶自相关，其原假设为不存在自相关；Sargan 检验和 Hansen 检验用来检验矩条件是否存在过度识别，其零假设为过度识别检验是有效的，也就是模型的工具变量设定是有效的。

表 2 中第 (1)、第 (2)、第 (3)、第 (4) 项均通过二阶序列相关 AR (2) 检验，从工具变量的 Sargan 检验和 Hansen 检验结果来看，第 (3) 项、第 (4) 项的工具变量设定更有效。所以我们选用第 (3) 项和第 (4) 项的估计结果来解释。城乡收入差距一阶滞后项系数为正，且均通过 1%显著性检验，这说明城乡收入差距的确具有明显的动态效应。第 (3)

项和第(4)项与表1固定效应模型估计的结果相比,有些许差异,但核心解释变量总体上保持一致。具体来说,提高初次分配中工资的比重可以缩小城乡人均收入差距,但不再显著;政府对经济活动的参与、科教文卫占财政支出比重的系数依然为正,且均通过1%显著性检验,这与表1的估计结果保持高度一致;经济开放的系数依然为负,但系数变得具有统计显著性;工业化对城乡收入差距的作用变成了负数,但不具有统计显著性;基本建设支出比重的系数变成了负数,但不够显著;非国有化对城乡收入差距的影响变为负值;第(4)项中福利保障支出比重系数为正,第(3)项中福利保障支出比重系数为负,但均不显著,这说明我国福利保障支出在缩小城乡收入差距方面效果不明显,这与福利保障支出的城市偏向有关,也与表1的结论也保持一致。

2. 进一步将初次分配状况、财政支出类变量视为内生的估计结果

城乡收入差距有可能会对政府的决策产生压力,迫使政府改变初次分配状况和财政支出政策,我们无法排除初次分配扭曲、政府的财政支出决策与城乡收入差距之间可能存在的双向因果关系。为了使我们的估计结果更加稳健,我们在把城乡收入差距的一阶滞后项视为内生的基础上,进一步将初次分配状况、财政支出类变量(包括政府对经济活动的参与、基本建设支出占财政支出比重、科教文卫支出占财政支出比重、福利保障支出占财政支出比重)视为内生。估计结果如表3。

表3 初次分配状况、财政支出类变量为内生情况下的估计结果

自变量	差分 GMM		系统 GMM	
	一步估计 (1)	两步估计 (2)	一步估计 (3)	两步估计 (4)
L. 城乡收入差距	0.7200*** (0.1043)	0.7039*** (0.0698)	0.8684*** (0.0282)	0.8595*** (0.0298)
工业化	0.7129* (0.4084)	0.5741*** (0.2069)	0.1349 (0.1279)	0.1465 (0.1333)
经济开放度	0.1216 (0.1183)	0.1458*** (0.0450)	-0.0593* (0.0331)	-0.0887** (0.0348)
初次分配状况	3.4116** (1.6165)	-3.6058*** (1.3306)	1.0642** (0.4398)	-1.0336** (0.5034)
就业的所有制结构	0.1001 (0.3520)	0.2016* (0.1106)	0.1249 (0.1376)	0.0657 (0.0970)
地方政府对经济活动的参与	2.4527*** (0.9344)	2.8265*** (0.6447)	0.7566* (0.4326)	0.8600** (0.3762)
基本建设支出占财政支出比重	-0.6746 (0.7336)	-1.2029* (0.6121)	-0.4643 (0.3207)	-0.2349 (0.2531)
科教文卫支出占财政支出比重	1.8540 (1.3045)	2.0513** (0.8154)	0.7379 (0.4754)	0.7592 (0.5066)
福利保障支出占财政支出比重	0.4038 (0.8332)	0.6585 (0.7997)	-0.3748 (0.2909)	-0.1682 (0.1966)
AR(2) -p 值	0.627	0.520	0.879	0.963

(续)

自变量	差分 GMM		系统 GMM	
	一步估计 (1)	两步估计 (2)	一步估计 (3)	两步估计 (4)
Sargan 检验-p 值	0.002		0.039	
Hansen 检验-p 值		0.902		1.000
观察值	210	210	240	240

注：L. 城乡收入差距代表城乡收入差距的一阶滞后项；***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著，括号内为标准差；AR (2) 统计量用于考察一次差分残差序列是否存在二阶自相关，其原假设为不存在自相关；Sargan 检验和 Hansen 检验用来检验矩条件是否存在过度识别，其零假设为过度识别检验是有效的，也就是模型的工具变量设定是有效的。

表 3 中第 (1)、第 (2)、第 (3)、第 (4) 项均通过二阶序列相关 AR 第 (2) 检验，但第 (1) 项和第 (3) 项无法通过工具变量有效性检验，而第 (2) 项和第 (4) 项通过了工具变量有效性检验，因此选用第 (2) 项和第 (4) 项来解释。从第 (2) 项和第 (4) 项可以看出，本文的大多数估计结果与表 2 保持一致，这说明本文的估计结果是稳健的。

六、主要结论、政策建议与展望

本文利用固定效应、动态效应面板模型全面考察了初次分配扭曲、城市偏向财政支出政策对城乡收入差距的影响，在运用动态效应面板模型时，分别考虑了初次分配扭曲、财政支出类变量为外生以及内生的两种情况，并通过工具变量的有效性检验对估计结果进行取舍，把所有有效估计结果汇总见表 4。

表 4 有效估计结果汇总

自变量	固定效应	财政支出类与初次分配状况外生		财政支出类与初次分配状况内生	
	α	系统 GMM 一步估计 b	系统 GMM 两步估计 c	差分 GMM 两步估计 d	系统 GMM 两步估计 e
L. 城乡收入差距		+	+	+	+
工业化	+	-	-	+	+
经济开放度	-	-	-	+	-
初次分配状况	-	-	-	-	-
就业的所有制结构	-	+	+	+	+
政府对经济活动的参与	+	+	+	+	+
基本建设支出占财政支出比重	+	-	-	-	-
科教文卫支出占财政支出比重	+	+	+	+	+
福利保障支出占财政支出比重	+	-	+	+	-

注：L. 城乡收入差距代表城乡收入差距的一阶滞后项；+号表示扩大城乡收入差距，-号表示缩小城乡收入差距；***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著；b、c 列对应表 2 的第 (3)、第 (4) 项；d、e 列对应表 3 的第 (2)、第 (4) 项，这些结果均通过二阶序列相关 AR (2) 检验和工具变量的过度识别检验，结果具有有效性。

从表4可以看出,城乡收入差距的确具有动态效应和一定的路径依赖,且核心解释变量的估计结果大体稳健,与我们的理论分析结果大体吻合。具体来说,初次分配中劳动者报酬比重的下降、城市偏向的财政再分配政策(科教文卫、福利保障等政策)是导致我国城乡收入差距扩大的重要原因。由于工业化、经济开放、非国有化是大势所趋,我们只能从改善初次分配状况和扭转城市偏向财政再分配政策等方面来缩小城乡收入差距。

本文的政策建议如下:第一,合理调整收入分配关系,努力提高居民收入在国民收入分配中的比重、劳动报酬在初次分配中的比重。努力实现居民收入增长和经济发展同步、劳动报酬增长和劳动生产率提高同步。第二,适度降低地方政府对经济活动的参与,扭转政府在价格、财政支出等方面的城市偏向。为此,要继续深化价格体制改革,彻底改变工农产品“剪刀差”的现象,加强农村基础设施建设投资,加大对农业生产的投资和贷款力度,提高财政对农村教育、医疗卫生和社会保障等社会事业的投入,构建多元化的农村金融体系,切实增强农村、农业和农民的持续发展能力,推进城乡基本公共服务均等化。第三,建立城市反哺农村的机制,发挥城市辐射效应,带动乡村发展。我国城乡收入差距的症结在于“三农”问题,现阶段应构建起工业反哺农业、城市带动农村的长效机制,使城市、工业反哺农村、农业和农民,促进城乡协调发展。推进城市化的同时,充分发挥城市的辐射效应,带动乡村发展,使城乡走向共同富裕。

参考文献

- [1] Arellano M., Bond S., 1991, *Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and An Application to Employment Equations* [J], *Review of Economic Studies*, 58, 277~297.
- [2] Arellano M., Bover O., 1995, *Anther Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models* [J], *Journal of Econometrics*, 68, 29~52.
- [3] Blundell R., Bond S., 1998, *GMM Estimation With Persistent Panel Data: An Application to Production Functions* [J], *Journal of Econometrics*, 87, 115~143.
- [4] Currie Lauchlin, 1979, *Is There An Urban Bias? Critique of Michael Lipton's Why Poor People Stay Poor* [J], *Journal of Economic Studies*, 6 (1), 86~105.
- [5] Hussain, Arthur, Peter Lanjouw, Nicholas Stern, 1994, *Income Inequalities in China: Evidence from Household Survey Data* [J], *World Development*, 22 (12), 1947~1957.
- [6] Kanbur, Ravi, Xiaobo Zhang, 1999, *Which Regional Inequality? The Evolution of Rural-Urban and Inland-Coastal Inequality in China from 1983 to 1995* [J], *Journal of Comparative Economics*, 27, 686~701.
- [7] Lipton M., 1993, *Urban Bias: Consequences, Class and Causality* [J], *Journal of Development Studies*, 29 (4), 229~257.
- [8] London Bruce, David A. Smith, 1988, *Urban Bias, Dependence, and Economic Stagnation in Non-core Nations* [J], *American Sociological Review*, 53 (3), 454~463.
- [9] Roodman D., 2006, *How to Do Xtabond2: An Introduction to "Difference" and "System" GMM in Stata* [R], Working Paper, No 103, Center for Global Development
- [10] Tsui, Kai-yuen, 1993, *Decomposition of China's Regional Inequality* [J], *Journal of Comparative Economics*, 17 (3), 600~627.
- [11] 蔡跃洲:《财政再分配失灵与财政制度安排——基于不同分配环节的实证分析》[J],《财经研究》2010年第1期。
- [12] 贝克尔、莫里森:《转轨经济中的城市化》[M],经济科学出版社,2003。

- [13] 成德宁:《城市化与经济发展——理论、模式与政策》[M], 科学出版社, 2004。
- [14] 程开明、李金昌:《城市偏向、城市化与城乡收入差距的作用机制及动态分析》[J], 《数量经济技术经济研究》2007年第7期。
- [15] 程开明:《从城市偏向到城乡统筹发展——城市偏向政策影响城乡差距的 Panel Data 证据》[J], 《经济学家》2008年第3期。
- [16] 戴园晨、黎汉明:《工资侵蚀利润——中国经济体制改革中的潜在危险》[J], 《经济研究》1988年第6期。
- [17] 郭剑雄:《人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛》[J], 《中国社会科学》2005年第3期。
- [18] 贾俊雪、郭庆旺:《政府间财政收支责任安排的地区经济增长效应》[J], 《经济研究》2008年第6期。
- [19] 李稻葵、刘霖林、王红领:《GDP 中劳动份额演变的 U 型规律》[J], 《经济研究》2009年第1期。
- [20] 李实、魏众、丁赛:《中国居民财产分布不均等及其原因的经验分析》[J], 《经济研究》2005年第6期。
- [21] 李实、赵人伟、张平:《中国经济转型与收入分配变动》[J], 《经济研究》1998年第4期。
- [22] 李扬:《收入功能分配的调整:对国民收入分配向个人倾斜现象的思考》[J], 《经济研究》1992年第7期。
- [23] 刘永军、梁泳梅:《中国居民收入分配差距研究》[M], 经济科学出版社, 2009。
- [24] 陆铭、陈钊:《城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距》[J], 《经济研究》2004年第6期。
- [25] 罗长远、卡尔多:《“特征事实”再思考:对劳动收入占比的分析》[J], 《世界经济》2007年第6期。
- [26] 罗长远、张军:《劳动收入占比下降的经济学解释》[J], 《管理世界》2009年第5期。
- [27] 姚先国:《民营经济发展与劳资关系调整》[J], 《浙江社会科学》2005年第2期。
- [28] 曾国安、胡晶晶:《论中国城市偏向的财政制度与城乡居民收入差距》[J], 《财政研究》2009年第2期。
- [29] 赵人伟、李实:《中国居民收入差距的扩大及其原因》[J], 《经济研究》1997年第9期。
- [30] 周明海、肖文、姚先国:《中国经济非均衡增长和国民收入分配失衡》[J], 《中国工业经济》2010年第6期。

(责任编辑: 陈星星)

(上接第 62 页)

- [21] 黄先海、陈晓华、刘慧:《产业出口复杂度的测度及其动态演进机理分析——基于 52 个经济体 1993~2006 年金属制品出口的实证研究》[J], 《管理世界》2010年第3期。
- [22] 黄永明、张文洁:《中国出口复杂度的测度与影响因素分析》[J], 《世界经济研究》2011年第12期。
- [23] 齐俊妍、王永进、施炳展、盛丹:《金融发展与出口技术复杂度》[J], 《世界经济》2011年第7期。
- [24] 唐海燕、张会清:《产品内国际分工与发展中国家的价值链提升》[J], 《经济研究》2009年第9期。
- [25] 王永进、盛丹、施炳展、李坤望:《基础设施如何提升了出口技术复杂度》[J], 《经济研究》2010年第7期。
- [26] 杨汝岱、姚洋:《有限赶超与经济增长》[J], 《经济研究》2008年第8期。
- [27] 姚洋、张晔:《中国出口品国内技术含量升级的动态研究——来自全国及江苏省、广东省的证据》[J], 《中国社会科学》2008年第2期。
- [28] 祝树金、戢璇、傅晓岚:《出口品技术水平的决定性因素:来自跨国面板数据的证据》[J], 《世界经济》2010年第4期。

(责任编辑: 陈星星)